**Histerese nas exportações manufaturadas brasileiras: Um teste a partir de Modelos de painel com Transição Suave e múltiplos regimes**

|  |  |
| --- | --- |
| **Sérgio Kannebley Júnior** | **João Paulo Martin Faleiros** |
| Professor FEARP-USP  Departamento de Economia  skj@usp.br | Economista BNDES  Área de Pesquisa Econômica  jpfaleiros@hotmail.com |

**Resumo**

O objetivo deste artigo é avaliar se a hipótese de histerese nas exportações indústriais é válida para o caso brasileiro considerando 19 setores da indústria manufatureira no período entre 1999-2010. Para tanto, testamos se a elasticidade preço da demanda por exportações é não linear e alterna em magnitude de acordo com choques tanto do preço das exportações e dos preços internacionais, tal como, do relativo desses preços, além do câmbio nominal. Os resultados revelam que a elasticidade preço da demanda alterna entre três regimes em decorrência de choques de preços relativos e do câmbio nominal, atestando, portanto, a presença de histerese. Vale salientar ainda que através da estimação dos modelos de painel com transição suave com três regimes, observa-se que as respostas são assimétricas em favor de desvalorizações cambiais, com elasticidades variando entre -0,46 a -1,72, sendo os intervalos de variação dependentes da variável limiar considerada.

**Palavras chaves:** histerese, modelos de painel com transição suave, exportações, mudança de regime.

**Classificação JEL:** F10; F31; C23

**Área ANPEC:** 7 - Economia Internacional

***Abstract***

*The aim of this paper is to evaluate the hypothesis of hysteresis in the Brazilian exports at industrial level covering the period among 1999-2010. We test whether price elasticity of export demand is nonlinear in the sense that the incidences of shocks in the exports prices and international prices as well as shocks in the relative prices and nominal exchange rate may switch the magnitude of elasticity price. The results confirm that price elasticity may chance through three different regimes driving by relative prices shocks as well as nominal exchange rate shocks, corroborating the hypothesis of hysteresis. Furthermore, the estimation of panel smooth transition models reveals that it is observed that the responses are asymmetric in favor of devaluation, with elasticities ranging from -0.46 to -1.72, and the ranges of threshold dependent variable considered..*

***Keywords****: hysteresis, panel smooth transition, exports, regime-switching dynamic.*

***JEL Classification****:* F10; F31; C23

# Introdução

Os modelos teóricos justificam a existência de *histerese* no comércio internacional em razão da existência de custos irrecuperáveis para a entrada e/ou saída do mercado externo e da presença de incerteza na definição das variáveis determinantes da rentabilidade da atividade exportadora. Com isso, a ocorrência de variações cambiais transitórias, porém significativas, poderia levar a movimentos de entrada e saída persistentes das empresas exportadoras que alterariam permanentemente a estrutura de mercado dos países em concorrência internacional (Baldwin (1986, 1988), Dixit (1989) e Krugman (1989)).

Os testes econométricos para macro-histerese inicialmente produziram resultados ambíguos, ou contrários, à hipótese de histerese em comércio internacional (Krugman e Baldwin (1987), Baldwin (1988), Parsley e Wei (1993) e Giovanetti e Samiei (1995)). Já os trabalhos de Kannebley (2008) e Verheyen (2013), baseados em modelos não lineares de séries temporais, proporcionaram evidências mais conclusivas sobre as predições de respostas não lineares do fluxo de comércio às variações cambiais. Entretanto, esses trabalhos não foram capazes de confirmar as predições teóricas dos modelos de histerese de que grandes variações cambiais seriam capazes de causar uma resposta mais forte dos fluxos comerciais. Outra categoria de testes para histerese, baseada em um conceito estrito de histerese derivados do modelo de histerese forte de Preisach (1935), Belke et. al. (2013) são capazes de identificar a banda de inação para as exportações alemãs, demonstrando a ocorrência de fortes surtos de exportações alemãs quando as variações da taxa de câmbio ultrapassam a área de play.

Uma das predições do modelo de Preisach é a relação não linear entre quantum exportado e taxa de câmbio. Segundo Belke et. al. (2014) os modelos de transição suave (STR), por descreverem um processo de transição contínua entre regimes, melhor representa o ajustamento de firmas na presença de custos de entrada e saída em nível macroeconômico. Nesse sentido, este trabalho propõe uma nova abordagem de teste de histerese para as exportações brasileiras de produtos manufaturados, cujo principal avanço é a interpretação direta dos parâmetros estimados, sobretudo para análise de política; e, portanto, segue linha de testes baseados em predições teóricas. O método baseia-se na estimação de modelos de painel com transição suave entre múltiplos regimes (*multiple regime smooth transition panel regression* ou MR-PSTR).

Por meio de uma estratégia de especificação do modelo baseadas em testes de linearidade foi evidenciada a presença de histerese na elasticidade preço das exportações associado às variações trimestrais tanto do preço relativo como do câmbio (R$/US$) nominal, com dinâmica de alternância entre três regimes. Há também histerese associada ao preço internacional, mas neste caso, com alternância somente entre dois regimes. Ao estimar a equação de demanda por exportações, pelo método de mínimos quadrados não lineares, identifica-se que, independente do sinal, quando há, em módulo, variações expressivas no preço relativo, a elasticidade-preço tende a aumentar substancialmente, em especial quando os choques são negativos (depreciação real do câmbio). Em momentos de estabilidade do preço relativo, em que não há variações muito expressivas, a elasticidade renda é superior, indicando que, na ausência de choques de maior magnitude, a renda mundial torna-se mais relevante em explicar a demanda por exportações brasileiras do que preços relativos. No que tange ao câmbio nominal (R$/US$) o mesmo padrão de histerese é observado. Contudo, não há uma assimetria tão profunda na magnitude da elasticidade preço quando há depreciações e apreciações cambiais mais expressivas. Somando-se a isso, tem-se que depreciações do preço relativo são mais eficazes em elevar a elasticidade preço da demanda por exportações do que depreciações do câmbio nominal. Além disso, o nível de depreciação do câmbio nominal para gerar histerese é superior aos patamares associados ao preço relativo.

Além desta introdução, o trabalho conta com mais 4 sessões. A seguinte apresenta as razões teóricas sobre histerese. A sessão 3 contém a descrição metodológica do teste proposto, assim como informações sobre as bases de dados utilizadas. Na sessão 4 são discutidos os resultados da aplicação do teste. Por fim, as principais conclusões, limitações e sugestões para as próximas pesquisas são apresentadas na sessão 5.

# Modelo de Histerese para Comércio Exterior

Göcke (2002) apresenta uma forma de ocorrência de *histerese* em modelos econômicos por meio dos modelos de retorno não ideal. Um exemplo deste tipo de modelo é a decisão da empresa de *j* em fornecer, ou não, a um determinado mercado (qj,t = 1 ou qj,t = 0). Além dos custos variáveis de produção, cj, dois outros tipos de custos a serem incorridos pela empresa são considerados. Se a empresa está fora desse mercado no período anterior, então ele terá que arcar com os custos de produção, acrescido de um custo de entrada, φj. Por outro lado, se a empresa já atua neste mercado e decide sair dele, então ele terá que arcar com um custo de saída, ψj. Esses gastos não podem ser recuperados e ex-post são tratados como custos irrecuperáveis. Finalmente, se o estado da empresa de atividade permanece inalterada, a empresa somente arcará com os custos de produção variáveis, cj, se ele está operando no mercado, ou, sem custos a todos, se ele está fora do mercado. Assim, a função custo unitário da firma j pode ser expressa como se segue:

 (1)

Inicialmente assume-se que o horizonte de planejamento da firma é de um período e que a firma seja tomadora de preços no mercado. Assim, as decisões de atuação ou não da firma *j* nesse mercado são sumarizadas como:

 (2)

Vamos supor inicialmente um problema de otimização com um horizonte de planejamento infinito, em um contexto sem a incerteza, e que a empresa é tomadora de preços. Neste caso, entrar (ou sair) pode ser comparado com um projeto de investimento (desinvestimento). Imagine uma taxa de juros livre de risco igual a i, com um fator de desconto δ = (1 + i)-1. O lucro obtido com a operação neste mercado também deve diferirentre o primeiro período de funcionamento, quando a empresa tem custos de entrada, e os períodos subseqüentes que são, respectivamente, dados por  = pt – c­j ­– φj e = pt+τ – c­j for τ ≥ 1 para τ ≥ 1. Por outro lado, uma empresa ativa no passado, que decide sair do mercado, agora, deve ter apenas o valor negativo do custo de saída de seu lucro líquido, ou seja, = ­–ψj. Portanto, as decisões da empresa j para operar ou não nesse mercado são resumidos como:

  (3)

Denote os preços limiares de entrada e saída, respectivamente, por βj = cj + (1-δ)φj  e αj = cj – (1-δ)ψj. As decisões resumidas em (3) mostram que os movimentos de preços dentro do intervalo [αj, βj] pode tornar as empresas ativas ou inativas não mudar seu status, condicionado ao seu estado anterior, criando uma faixa de sobreposição de ação ou inação. Esta região é chamada banda de inação. A mudança de um estado para outro depende do nível atingido dos preços limiares. A mudança de inativo para o estado ativo, ou vice-versa, resulta em deslocamentos para diferentes funções de reação aos movimentos de preços, produzindo não-linearidades na relação entre preço e quantidade. O mecanismo de decisão acima descrito corresponde a aplicação de um conversor de histerese do tipo *non-ideal relay*, denotado por γαβ,com valores limiares α < β. A variável de produto q(t) = γαβ[t0,η0]p(t) , depende da variável de insumo p(t) (t ≥ t0) e do estado inicial η0, em que o insumo é uma função escalar arbitrariamente contínua e η0 é 0 ou 1**.**

**Figura 1 - Banda Inação**

pt

0

E

F

B

A

1

C

βj

αj

qj,t

Fonte: Göcke (2002)

O modelo de Preisach (1935) é uma conexão paralela de um pacote contínuo de *non-ideal relay*s. De acordo com Cross (1993 apud Göcke, 2002) o modelo de Preisach pode ser entendido como um modelo de *histerese forte*, isto é, um modelo de *histerese* em nível macro que usa a superposição de operadores de *histerese* *non-ideal relay*, isto é:

 (4)

em que μ(α,β) ≥ 0 é uma função peso, usualmente com suporte sobre um conjunto limitado no plano (α,β).

Amable et alii. (1994) apresenta as propriedades do conceito de histerese forte, acima discutidas, por meio de um modelo de comércio exterior. Em nível microeconômico a unidade de interesse é uma firma exportadora, em que a variável de câmbio é exógena, determinando seu nível de exportação. O comportamento da firma é baseado em uma extensão do modelo de Baldwin e Krugman (1989), em que assume-se que tanto para entrar, como para permanecer no mercado domésticos a firma incorre em custos, sendo os custos de entrada, F, superiores aos custos de manutenção, G isto é, F>G. A diferença entre F e G é o aspecto de custos irrecuperáveis do modelo. Devido à diferença desses custos os autores demonstram que a taxa de câmbio que induz a entrada, β, deve ser superior àquela que induz à saída, α. Como pode ser percebido o resultado derivado em Baldwin e Krugman (1989) corresponde exatamente ao modelo de non-ideal relay de histerese aplicado à firma individual, em que os valores limiares correspondem às taxas de câmbio de entrada e saída do mercado.

O comportamento macro do modelo leva em conta a possibilidade de heterogeneidade nos custos de entrada das firmas, determinando valores limiares para taxas de câmbios específicos para cada firma. É admitido que as firmas fazem face à mesma curva de demanda com elasticidade constante de demanda e tenham custos de produção semelhantes. Portanto, ao adentrarem no mercado externo, todas as firmas exportam o mesmo volume ao mesmo preço. Se E(t) é a taxa de câmbio, a equação de exportações agregrada, Q(t), é dada por:

Q(t) = N(t)E(t)ε (5)

em que N(t) é o número de firmas no mercado externo, ε é a elasticidade-câmbio das exportações.

Em nível macro o modelo de comércio exterior corresponde à superposição das firmas individuais produzida pelo modelo de Preisach. Sendo o número de firmas determinado pela história da taxa de câmbio, os resultados apresentados acima são diretamente aplicáveis. Isto é, normalizando a taxa de câmbio de forma que nenhuma firma está ativa no mercado externo quando E(t) = 0 e uma taxa de câmbio E(t) = E\* em que todas as firmas estão ativas, definindo uma triangulo T no plano (α ,β) onde são determinados subconjuntos S+(t) de firmas ativas, S-(t) de firmas inativas e uma linha de interseção L(t) entre esses dois conjuntos que é, em última instância, determinada pelos valores extremos locais de E(t).

Desvalorizações cambiais provocam a entrada de firmas no mercado externo, deslocando L(t) horizontalmente, enquanto que valorizações cambiais ao estimularem a saída do mercado externo produzem deslocamentos verticais. Essa agregação leva a um padrão de histerese mais forte à medida que toda inversão na trajetória da variável de taxa de câmbio, isto é, todo extremo local, leva a uma transição ramo a ramo da relação de histerese, fazendo com que o sistema possua memória não-local, ou seja, as variações transitórias de E(t) produzem efeitos permanentes. Sendo assim, em nível macro é observado o fenômeno de histereseforte à medida que o nível de exportações é determinado pela seqüência de valores extremos dominantes, capazes de deslocar L(t).

O impacto da variação da taxa de câmbio difere à medida que ele é dependente do número de firmas exportadoras presentes na base exportadora. Assim, após uma desvalorização mais pronunciada, em que um máximo local é atingido, será observado um deslocamento para cima da resposta das exportações à variação da taxa de câmbio, sendo o inverso obtido na ocorrência de uma valorização cambial que determina um novo mínino local dominante. Ou seja, o efeito a variação cambial é magnificado de acordo com a magnitude da variação cambial, já que o mesmo é proporcional ao movimento agregado de entrada e saída das firmas exportadoras no mercado externo. Essa magnificação do efeito está refletida na mudança das proporções de firmas ativas, S+(t), e inativas, S-(t), no mercado externo, produzindo um *loop* de *histerese* conforme exposto na Figura 3.

**Figura 2 - Aplicação do Modelo de Preisach ao Comércio Exterior**

E1

E0

E2

E(t)

E\*

β

α

S-(t)

S+(t)

L(t)

E\*

β

α

Fonte: Amable et alii. (1994)

**Figura 3 – Loop de *Histerese forte***

Q

E

# Dados e Metodologia

Foram estimadas equações de demanda por exportações de produtos manufaturados de setores industriais brasileiros no período 1999-2010, utilizando dados trimestrais. A escolha do período reﬂete um período de estabilidade de políticas macroeconômicas adotadas no Brasil; que se inicia com a adoção do câmbio ﬂexível, no primeiro trimestre de 1999; e o sistema de metas de inﬂação no segundo trimestre do mesmo ano. Os 19 setores da indústria da transformação utilizados seguiram a classiﬁcação do CNAE 1.0 (Classiﬁcação Nacional de Atividades Econômicas). Os índices de quantum e o preço das exportações (em dólares) foram disponibilizados pela FUNCEX. Os índices de atividade industrial externa (*proxy* da renda internacional) foram calculados com informações retiradas primariamente da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e do Banco Mundial, sendo as ponderações setoriais obtidas do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), via sistema AliceWeb. Os índices de preços internacionais foram obtidos no BLS (*Bureau of Labor Statistics*) e a compatibilização setorial destes com os índices nacionais seguiram a classiﬁcação do HS (*Harmonized System*). Por fim, o câmbio nominal foi obtido da base de dados IPEADATA do IPEA.

Neste trabalho utilizamos os modelos de painéis de transição suave com até três regimes diferentes. Os modelos em painel não lineares com transição suave e múltiplos regimes (MR-PSTR) têm como vantagens a seleção endógena das variações cumulativas dos preços, ou da taxa de câmbio, capazes de produzir alternância nas elasticidades das funções em até três regimes, seguindo assim as predições de Baldwin (1988) e Dixit (1989). Sendo assim, estes modelos permitirão a observação de respostas assimétricas para os diferentes tipos de choques. Considerando a forma funcional log-linear da equação de exportações utilizada em Kannebley (2008), os modelos linear, com dois e três regimes são apresentados a seguir:

 (6.a)

 (6.b)

 (6.c)

em que,  é o quantum exportado, tal que, o subscrito *j* = 1,...,*N* representa o setor e *t =* 1,...,*T* a dimensão de tempo;  é a variável de preços relativo das exportações cujos coeficientes , para *k* = 1,...,3, podem variar em função da variável de transição ;  é o vetor das variáveis de controle; e , ,  referem-se, respectivamente, ao efeito fixo, efeito tempo e ao termo de erro. Para que haja alternância contínua de regimes assume-se que a função  é logística para *i* = 1,2, conforme expressão (7).

 (7)

tal que, é a variável de transição observável, responsável pela mudança de regime;  e  são, respectivamente, o parâmetro de suavidade, também denominado parâmetro de locação, e o limiar, ambos determinados endogenamente; e  é o desvio padrão da variável de transição. Em (6.b) e (6.c) o coeficiente  varia continuamente de acordo com o valor que as funções de transição assumem. A derivada parcial de  em relação à variável compreende o intervalo  em (6.b), e o intervalo  em (6.c).

Observe que, quando  o modelo PSTR colapsa para o modelo de dados em painel linear. Em contrapartida quando ,  tende a função indicadora discreta, que varia entre 0 e 1 abruptamente. Portanto, a transição entre os regimes deixa de ser suave, fazendo com que o modelo PSTR seja um caso geral daquele proposto por Hansen (1999).

O método utilizado para estimação dos parâmetros nos modelos com alternância de regimes é o estimador de mínimos quadrados não lineares (NLS). Os valores iniciais dos coeficientes das variáveis explicativas são obtidos do modelo linear, enquanto  e são obtidos através de um *grid* de valores, considerando cada parâmetro fixo.

# Estratégia de Especificação do Modelo MR-PSTR

A necessidade de uma estratégia coerente de especificação é requerida para avaliar se as séries podem ser caracterizadas adequadamente pelos modelos (6.b) e (6.c). Para tanto, utilizaremos dois procedimentos (*m* = 1,2) que envolvem testes de especificação para verificar o número de regimes levando em conta as variáveis de transição de interesse.

O primeiro procedimento (*m* = 1), mais convencional, é denominado “específico para o geral”, conforme discutido em Lundbergh et al (2003), e consiste de duas etapas. Avalia-se inicialmente se a função de exportações pode ser caracterizada por (6.b) vis-à-vis a especificação linear através de teste de especificação cuja hipótese nula é dada por  contra a hipótese alternativa . Como este coeficiente, *a priori*, não é identificável, seguindo recomendação de Luukkonen et al (1988), Teräsvirta (1994) e van Dijk et al (2002), realiza-se a expansão de Taylor de primeira ordem em torno de  em (6.a) conferindo a expressão, a seguir.

 (8)

tal que, , para *k* = 10,11, são funções de , ,  e . O resto da expansão de Taylor é incorporado a . Sob a hipótese nula, esse termo é igual a zero, não trazendo prejuízo à distribuição do teste. Nesse sentido, o teste sob a hipótese  para *i* = 1 equivale a testar a hipótese nula . Se esta hipótese é rejeitada, há indícios que a função de exportações  é não linear de acordo com (6.b). Após a estimação dos coeficientes de (6.b) realiza-se a segunda etapa que consiste em novo teste de especificação para observar se resta não linearidade associada a variável de transição . Portanto, verifica-se se modelo mais adequado é descrito por (6.c). Como o parâmetro de suavidade  da segunda função de transição  não é identificável, realiza-se novamente expansão de Taylor de primeira ordem em torno de , logo, o modelo descrito em (6.c) pode ser reescrito:

 (9)

tal que, , para *k* = 13,14, são funções de , , ,  e . O resto da expansão de Taylor é incorporado a . Sob a hipótese nula esse termo é igual a zero, não trazendo prejuízo à distribuição do teste. Nesse sentido, o teste sob a hipótese de não linearidade adicional , para *i* = 2, é equivalente testar a hipótese . Se a hipótese nula for rejeitada, estima-se o modelo com duas funções de transição, caso contrário, a equação de exportações, para uma dada variável de transição , deve ser descrita por painel de transição suave com apenas dois regimes.

O segundo procedimento (*m* = 2), por outro lado, testa diretamente se o modelo descrito em (6.c) é mais adequado do que o modelo linear (6.a) sem envolver sucessivas etapas de estimação. Novamente, como  não é identificável em , para *i* = 1,2, realiza-se expansão de Taylor de primeira ordem, tal que, o modelo em (3) pode ser descrito como:

 (10)

tal que, , para *k* = 20,...,22, são funções de , , , ,  e . O resto da expansão de Taylor é incorporado a . Sob a hipótese nula esse termo é igual a zero, não trazendo prejuízo à distribuição do teste. Nesse sentido, o teste sob a hipótese  para *i* = 1,2 é equivalente testar a hipótese . Se esta hipótese é rejeitada há indícios que a função de exportações  é não linear de acordo com (6.c).

A estratégia de aplicar dois procedimentos se deve basicamente a duas principais razões. Em primeiro lugar, o poder do teste da etapa inicial do procedimento “específico para o geral”, caso o modelo seja (6.c), é, em geral, menor comparado ao único teste do segundo procedimento, em especial quando  e  estão muito próximos. Isso ocorre pois quando as a elasticidades  e  em (6.c) são idênticas, este modelo tende a se comportar de modo semelhante a (6.b) cuja função de transição é dada por:

 (11)

Ao realizamos a expansão de Taylor em torno do parâmetro de suavidade, o modelo com uma função de transição dada por (11) também pode ser descrito conforme (10), a mesma utilizada no segundo procedimento.

Em segundo lugar, quando a função de exportações é descrita por (6.b), o poder do teste associado ao segundo procedimento (*m* = 2) é, em geral, muito semelhante ao poder do teste da etapa inicial () do procedimento “específico para o geral”. Este aspecto pode levar a conclusões equivocadas a respeito do tipo de função geradora dos dados. Sendo assim, a segunda etapa de teste para averiguar se resta não linearidade adicional do procedimento “específico para o geral” é importante neste diagnóstico, a depender da magnitude da distância existente entre coeficientes. Posto isto, é conveniente seguir os seguintes passos dentro da estratégia de identificação aqui proposta:

1. Testam-se inicialmente as hipóteses  e .
2. Se ambas as hipóteses forem rejeitadas, estimar modelo com apenas uma função e testar a hipótese de não linearidade adicional . Se rejeitada, estima-se o modelo com duas funções de transição. Em caso de não rejeição, há indícios de que a função de exportações é descrita por (6.b).
3. Se  não for rejeitada e  for rejeitada, não necessariamente traz conflito à escolha do modelo mais adequado, dado que como já destacado, o poder do teste associado  é menor quando as elasticidades  e  são semelhantes. Neste caso, há indícios de que a função de exportações é descrita por (6.c). Em determinadas situações, principalmente quando o p-valor de  for elevado mas dentro dos níveis convencionais de significância, convém estimar o modelo com apenas uma função de transição e testar .
4. Se ambas as hipóteses não forem rejeitadas, o modelo não possui dinâmica de alternância de regime de acordo com a função de transição , portanto, não há histerese associada ao limiar em destaque e a função de exportações é especificada linearmente.

Com vistas a observar se a estratégia acima proposta é adequada, o Apêndice ao final deste artigo apresenta simulações do tamanho e poder dos testes associados a cada um dos procedimentos. Este exercício confirma os argumentos aqui destacados referentes à estratégia de especificação adotada.

# Resultados

A escolha da variável de transição ou variável limiar  é fundamental para associar corretamente a teoria de histerese com a evidência não-linear. Esta variável será a indutora de mudanças estruturais ocorrida no coeficiente  associado a variável de preços relativos; e deve ter forte cunho teórico, sendo capaz de captar as características de sistemas com histerese em comércio internacional.

A equação de demanda por exportações considera que os estrangeiros avaliam o relativo de preços das exportações e os preços internacionais, já que este reflete diretamente o preço do produto brasileiro comparativamente aos seus concorrentes. Baseando-se no modelo teórico de histerese, pretende-se averiguar como a elasticidade-preço das exportações reage a choques no relativo de preços. Sendo assim,  deve englobar variações nos preços relativos , preços de exportação e o preço internacional . Pode-se, ainda, verificar se choques cambiais nominais  provocam alterações na relação entre preço relativo  e quantum exportado assumindo que os exportadores possuem algum poder de mercado e conseguem repassar variações cambiais aos preços de exportação (*pass-through*).

Vale destacar que tanto choques expressivos mais recentes, quanto períodos de apreciação, ou depreciação acumulada podem provocar histerese nas quantidades comercializadas. Nesse sentido, dois tipos de variações são utilizadas como variável de transição entre regimes. Considerando , temos que,

 (12)

 (13)

Os resultados dos testes de especificação associado aos dois procedimentos propostos estão apresentados na Tabela 1. Para cada variável de transição, o teste é aplicado aos modelos estimados com ou sem *dummies* trimestrais****, para *Q* = 1,...,4, considerando que em todos os casos adicionamos *dummies* do setor e do ano.

Há, portanto, evidência de que quatro variáveis de transição promovem comportamento não linear na demanda por exportações que é descrita pelo modelo com três regimes (6.3), independente se há ou não *dummies* de controle para o trimestre. No que tange ao preço relativo, as hipóteses nulas de linearidade são rejeitadas a 1% de significância em ambos os procedimentos seja para diferença tal como para diferença acumulada. Vale destacar que pelo fato de rejeitarmos ambas as hipóteses nulas  e , a níveis de significância muito semelhantes, ainda não permite decidir sobre qual tipo de especificação que a demanda por exportações assume. Neste caso, como discutido na seção de avaliação do poder dos testes, no apêndice deste artigo, faz-se necessário executar o teste associado à segunda etapa de *m* = 1. Este teste traz indícios de que o modelo é descrito com três regimes, dado que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância menor do que 5%.

Ao levarmos em conta as variáveis de transição associadas ao câmbio nominal somente a hipótese  é rejeitada a níveis inferiores a 5% de significância, exceção feita a um dos modelos sem *dummies* que controlam o efeito do trimestre. O teste associado à hipótese de modelo não linear com apenas um limiar  possui nível de significância muito elevado, o que traz evidência adicional de que o modelo é descrito por (6.3), ou seja, três regimes, situando-se em um típico caso em que os coeficientes associados aos extremos da função de transição são muito próximos.

**Tabela 1:** Resultados dos testes de especificação para *m* = 1,2

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | (*m* = 1) | (*m* = 1) | (*m* = 2) |  | (*m* = 1) | (*m* = 1) | | (*m* = 2) |
|  |  | | |  |  | | | |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  | |
|  | sem | 0,0026 | 0,0401 | 0,0001 |  | 0,0012 | 0,0388 | 0,0009 | |
| com | 0,0035 | 0,0291 | 0,0001 |  | 0,0013 | 0,0283 | 0,0011 | |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  | |
|  | sem | 0,1412 | - | 0,1187 |  | 0,3242 | - | 0,2543 | |
| com | 0,1411 | - | 0,1197 |  | 0,3508 | - | 0,3001 | |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  | |
|  | sem | 0,0957 | 0,3468 | 0,0202 |  | 0,0261 | 0,6212 | 0,0006 | |
| com | 0,1175 | 0,3114 | 0,0222 |  | 0,0237 | 0,6394 | 0,0006 | |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  | |
|  | sem | 0,9309 | - | 0,1134 |  | 0,9290 | - | 0,0231 | |
| com | 0,7319 | - | 0,0568 |  | 0,9458 | - | 0,0136 | |
|  |  |  |  |  |  |  |  | |  |

Nota: *diQ* é *dummie* de controle do trimestre. Todos os modelos incorporaram *dummies* de controle do setor e do ano.

Em relação ao preço das exportações ****, não encontramos fortes evidências de que a taxa de crescimento trimestral associada, mesmo a corrente, gera padrão não linear na elasticidade preço-quantidade. Considerando as taxas de crescimento do preço internacional como variável limiar, os testes indicam que a função de exportações em que há alternância entre dois regimes é a mais apropriada, tendo em vista que, a níveis convencionais,  e  são rejeitadas na maioria dos casos, contudo, não rejeitamos . Mesmo com níveis de significância mais elevados nos testes da primeira etapa, quando *m* = 1, os p-valores dos testes continuam no intervalo convencional de rejeição, o que não permite conclusão precisa sobre o melhor modelo. Portanto, optou-se por executar a segunda etapa de *m* = 1 e observar se há indícios de não linearidade adicional, o que não é o caso.

Os testes portanto confirmam que há um padrão de histerese na demanda por exportações brasileira. Resta agora dimensionar qual o comportamento das elasticidades preço-demanda de acordo com os choques no preço relativo, preço das importações e câmbio. Para tanto, estimam-se os modelos por meio do método de mínimos quadros, apresentados na Tabela 2.

**Tabela 2:** Modelos de transição suave para função de demanda brasileira das exportações

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | | | |  |  | | | |  |  | | |
|  |  | |  | |  |  | |  | |  |  |  | |
|  |  | |  | |  |  | |  | |  |  |  | |
|  | -1,72\*\*\* | -1,71\*\*\* | -1,70\*\*\* | -1,70\*\*\* |  |  |  |  |  |  | -1,01\*\*\* | -1,06\*\*\* | -1,09\*\*\* |
|  | (0,27) | (0,27) | (0,19) | (0,19) |  |  |  |  |  |  | (0,19) | (0,26) | (0,25) |
|  | -0,46\*\* | -0,48\*\* | -0,54\*\*\* | -0,55\*\*\* |  | -0,71\*\*\* | -0,71\*\*\* | -0,70\*\*\* | -0,71\*\*\* |  | -0,70\*\*\* | -0,69\*\*\* | -0,69\*\*\* |
|  | (0,22) | (0,21) | (0,13) | (0,13) |  | (0,07) | (0,08) | (0,07) | (0,07) |  | (0,08) | (0,08) | (0,08) |
|  | -0,91\*\*\* | -0,93\*\*\* | -0,86\*\*\* | -0,87\*\*\* |  | -2,06\*\*\* | -2,05\*\*\* | -1,82\*\*\* | -1,84\*\*\* |  | -0,98\*\*\* | -0,92\*\*\* | -0,94\*\*\* |
|  | (0,15) | (0,15) | (0,15) | (0,15) |  | (0,31) | (0,32) | (0,24) | (0,24) |  | (0,20) | (0,16) | (0,16) |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
|  | 3,96 | 4,11 | 3,23 | 3,23 |  | 5,25 | 5,12 | 26,08 | 33,35 |  | 187,0 | 22,20 | 22,00 |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
|  | -0,05\*\*\* | -0,05\*\*\* | -0,08\*\*\* | -0,08\*\*\* |  |  |  |  |  |  | -0,07\*\*\* | -0,17\* | -0,16\* |
|  | (0,01) | (0,01) | (0,02) | (0,02) |  |  |  |  |  |  | (0,001) | (0,09) | (0,09) |
|  | 0,04\* | 0,04\* | 0,08\* | 0,08\* |  | 0,07\*\*\* | 0,07\*\*\* | 0,10\*\*\* | 0,10\*\*\* |  | 0,16\*\*\* | 0,26\* | 0,26\*\*\* |
|  | (0,02) | (0,02) | (0,05) | (0,04) |  | (0,01) | (0,01) | (0,004) | (0,003) |  | (0,002) | (0,14) | (0,06) |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| *renda* | 0,72\*\*\* | 0,70\*\*\* | 0,68\*\*\* | 0,66\*\*\* |  | 0,87\*\*\* | 0,85\*\*\* | 0,94\*\*\* | 0,92\*\*\* |  | 0,59\*\*\* | 0,63\*\*\* | 0,60\*\*\* |
|  | (0,18) | (0,18) | (0,18) | (0,18) |  | (0,20) | (0,21) | (0,21) | (0,21) |  | (0,20) | (0,20) | (0,20) |
|  | não | sim | não | sim |  | não | sim | não | sim |  | sim | não | sim |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |

Nota: \* significa 10% de significância, \*\* 5% de significância, \*\*\* 1% de significância

*diq* é *dummie* de controle do trimestre. Todos os modelos incorporaram *dummies* de controle do setor e do ano.

Os modelos com função de transição dada pelas variações do preço relativo têm como característica principal três regimes, considerando os extremos das funções de transição. O primeiro regime, equivalente a uma desvalorização do câmbio real, e que ocorre quando há choques no trimestre corrente inferiores a cerca de -5% e choques acumulados de -8%, possui as maiores elasticidades, superiores a unidade, com valores no extremo das funções entre -1,70 e -1,72. O segundo maior conjunto de elasticidade está associada à ocorrência de choques superiores a +4% para variação corrente do preço relativo e +8% para diferença acumulada. O regime 3, oposto ao primeiro, possui valores estimados nos extremos da função de transição entre -0,91 e -0,87. Já o segundo regime, também chamado de zona de inação, possui os menores valores estimados para as elasticidades preço, variando nos quatro modelos entre -0,55 e -0,46 considerando novamente os extremos das funções de transição. Os Gráficos 1a e 1b apresentam a dispersão entre o valor que a elasticidade preço assume de acordo com variação trimestral corrente e acumulada do preço relativo. Foram considerados somente os modelos com *dummies* para o trimestre.

Mesmo que a magnitude da elasticidade preço possa atingir valores mais elevados do que a zona de inação, os regimes 1 e 3 que possuem essa característica possuem baixa ocorrência. Considerando o período em análise (1999-2010), verifica-se que apenas 10% das observações estão localizadas no regime 1 de maior elasticidade. Com relação ao regime 3 o percentual de observações associadas depende do tipo da variável de transição . No caso das variações correntes do preço relativo, 21% das observações estão associadas a este regime, enquanto que nas variações acumuladas, um percentual de 13%.

Independente do tipo de choque, se corrente ou acumulado, não há alteração expressivas entre modelos das elasticidades preço-quantidade por regime. Somente há uma leve diminuição das elasticidades no regime 1 e 3 caso a alternância seja dada por choques acumulados. A necessidade de variações correntes do preço relativo para mudança de regime além de inferiores quando comparado aos choques acumulados, também apresentam eficácia ligeiramente superior em termos do deslocamento da elasticidade preço.

A ocorrência de choques no câmbio nominal (R$/US$) também promove dinâmica de histerese com três regimes, considerando os extremos das funções de transição. Similarmente aos preços relativos, as elasticidades dos regimes 1 e 3 são maiores que aquelas associadas à zona de inação, que possui valores entre -0,69 e -0,70 nos extremos das funções de transição de acordo com o modelo. Entretanto, não há diferenças substanciais entre as elasticidades nos regimes 1 e 3, com valores que variam entre -0,92 e -1,09. Note por outro lado que, para gerar mudança de regime a magnitude da depreciação nominal do câmbio é superior aos preços relativos, ou seja, variação de +16% para o trimestre corrente e +26% no acumulado de dois trimestres. Novamente aqui, a frequência de observações nos regimes de histerese é baixa quando comparada a zona de inação. No caso do modelo com choques correntes, 13% das observações estão associados ao regime 1 e apenas 4% associado ao regime 3 de desvalorização cambial. Para os modelos de choques acumulados, ambos os regimes de histerese incluem cada um 9% dos trimestres. Os Gráficos 1c e 1d apresentam a dispersão entre o valor que a elasticidade preço assume em função da variação trimestral corrente e acumulada da taxa de câmbio nominal. Note que para os modelos em que o câmbio é a variável limiar, a mudança de regime é mais abrupta em razão do valor mais elevado do parâmetro de transição .

****

**Gráfico 1: Dispersão entre os valores que a elasticidade preço assume em função das variáveis limiares associadas à variação corrente e acumulada do preço relativo e da taxa de câmbio nominal (1999-2010)**.

O preço internacional também gera padrão de histerese, mas com dinâmica que se processa em apenas dois regimes. Somente variações positivas do preço internacional, superiores a 7,0% no caso de variação no trimestre corrente e 10% na variação acumulada, deslocam a elasticidade preço-quantidade. O regime de normalidade, que inclui variações positivas pouco expressivas do preço internacional e qualquer outra variação negativa possui elasticidade igual a -0,70 e -0,71, a depender do regime.

Por fim, é possível observar que, em período de estabilidade de preços, a elasticidade renda é superior a elasticidade preço. Nesse sentido, a renda é muito mais importante para explicar a demanda por exportações brasileiras do que o preço relativo. Somente com choques mais expressivos é que a elasticidade preço ganha preeminência. Por outro lado, mesmo em momentos em que a taxa de câmbio nominal é estável, a elasticidade preço é superior à elasticidade renda. Contudo, essa diferença não é tão pronunciada.

Posto isto, convém destacar o que se pode depreender sobre estes resultados. Primeiramente, como já destacado, há histerese de exportações brasileiras. Isso vem a significar que nos últimos anos as firmas se tornaram aptas a entrar ou sair do comércio internacional com variações expressivas do preço relativo (razão entre preços das exportações e preços internacionais) ou do câmbio nominal (US$/R$), ou então promover ajustamentos em seu coeficiente de exportações . Em segundo lugar, para sair à zona de inação, ou seja, deslocamento de firmas no comércio internacional, tornam-se necessárias variações nominais com magnitudes muito superiores quando comparada as variações reais. Em terceiro e último lugar, tem-se que a dinâmica de variação negativa do preço relativo, equivalente a uma depreciação real do câmbio, que desloca a elasticidade-preço para seu maior nível, está muito mais associada ao movimento do preço internacional na mesma direção do que a eventual queda de preço das exportações brasileiras. Tira-se essa conclusão tendo em vista que somente o preço internacional isoladamente promove dinâmica não linear, diferente do que ocorre com o preço das exportações cuja hipótese de linearidade não é rejeitada aos níveis convencionais de significância em nenhum dos procedimentos.

Com vistas a fazer políticas direcionadas a promover as exportações no Brasil, ou seja, criar incentivos às firmas comercializarem seus produtos internacionalmente elevando assim a participação de novas empresas no comércio internacional, torna-se necessário, ou promover choques no câmbio nominal, em patamares correntes superiores a 16%, que do ponto de vista macroeconômico pode ser pouco factível, dado os efeitos sobre outras variáveis, como inflação. Neste caso, a redução do preço das exportações via outras políticas, como ganhos de produtividade, pode ser mais interessante do ponto de visto de políticas públicas. Além disso, quando comparada a depreciações cambiais, a redução expressiva de preços relativos promove maior elasticidade-preço na função de exportações, e, portanto, maior volume exportado.

# CONCLUSÃO

Este trabalho objetivou avançar na literatura de testes de hysteresis no comércio internacional. Compreendendo os debates teóricos e aplicados na literatura foi proposto um teste baseado na estimação de modelos de painel com transição suave entre múltiplos regimes e a utilização de variáveis limiares representativas de choques cambiais e de preços relativos. O modelo permite captar diferentes parâmetros endogenamente, utilizando as variações de um termo limiar. Neste sentido, o teste busca representar combinar as predições teóricas de Balwin (1988), Baldwin e Krugman (19989) àquelas do modelo histerese forte de Preisach (1935) sobre a relação entre exportações e taxa de câmbio.

Os principais resultados encontrados são: (i) quando há relativa estabilidade de preços de produtos manufaturados, a renda internacional é o maior determinante na demanda pelas exportações brasileiras, em que as elasticidades-preço correspondentes situam-se entre -0,46 e -0,71; (ii) para a variável limiar de preços relativos existe uma resposta assimétrica das exportações a valorizações e desvalorizações cambiais, sendo que as respostas mais expressivas ocorrem em períodos de forte desvalorização cambial. Estas evidências suportam os resultados Markwald e Puga (2002) e de Kannebley Jr. (2008); (iii) as variações dos preços relativos podem ser consideradas anormais no sentido de Baldwin (1988) quando estes ultrapassam desvalorizações recentes de 5%, ou acumuladas de 8%, e apreciações recente de 4%, ou acumuladas de 8%; (iv) mudanças de elasticidade também podem ser induzidas por variações acumuladas nas variáveis limiares de preços internacionais quando suas variações trimestrais superam aumentos correntes de 7% ou acumulados de 10%, não sendo necessário o padrão de três regimes; (v) os choques cambiais nominais devem ser bastante superiores em magnitude para produzirem deslocamentos na elasticidade-preço da demanda por exportações.

É importante perceber que dada a tendência de apreciação da taxa de câmbio real no período e os resultados apontados aqui no que tange à elasticidade-preço da demanda das exportações de produtos manufaturados é possível se concluir, que caso a economia mundial não experimentasse também no mesmo período forte expansão da demanda internacional, as exportações de produtos manufaturados teriam sofrido uma retração ainda maior. Adicionalmente, é importante notar que a condução da política que priorize a redução da volatilidade pode trazer efeitos positivos na medida em que possa evitar desvalorizações ou apreciações da taxa de câmbio, evitando a magnificação dos efeitos das variações dos preços relativos. Todavia, ainda que reduções nos relativos de preços são importantes fontes de promoção das exportações, sugerindo a efetividade da política cambial, deve-se considerar que o estímulo primordial às exportações deve ser por meio de ganhos de produtividade e redução de preços.

# REFERÊNCIAS

Baldwin, R. (1988): ‘Hysteresis in import prices: The beachhead effect’, American Economic Review, 78 (4), pp. 773–785.

Baldwin, R. (1990): ‘Hysteresis in trade’, Empirical Economics, 15, pp. 127–142.

Baldwin, R.; Krugman, P. (1986): ‘Persistent trade effects of large exchange rate shocks’, Working Paper 2017 - National Bureau of Economic Research (NBER).

Baldwin, R.; Krugman, P (1989): ‘Persistent trade effects of large exchange rate shocks’, Quartely Journal of Economics,104 (4), pp. 635–654.

Belke, A. Göcke, M. (2001): ‘ Exchange rate uncertainty and employment: An algorithm describing ‘play’’ Applied Stochastic Models in Business Industry, 17(2), pp. 181-204.

Belke, A. Göcke, M. (2005): ‘Real options effects on employment: Does Exchange rate uncertainty matter for aggregation?’ German Economic Review, 62, pp. 185-203.

Belke, A., Göcke, M. and Gunther, M. (2013): ‘Exchange rate bands of inaction and play-hysteresis in german exports—Sectoral evidence for some OECD destinations’, Metroeconomica, 64 (1), pp. 152–179.

Braga, H. C.; Markwald, R. A. (1983): ‘Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no brasil: Estimação de modelo simultâneo. Pesquisa e Planejamento Econômico’, 13 (3), pp. 707–744.

Dixit, A. (1989): ‘Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through.’ Quartely Journal of Economics, v. 104, n. 2, p. 205–228, 1989.

Giovanetti, G. and Samiei, H. (1995): ‘Hysteresis in Exports’, IMF Working Paper, n. 95/52.

Hansen, B. E. (1999): ‘Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference’, Journal of Econometrics, 93 (2), pp. 345–368.

Kannebley, S. Jr. (2008): ‘Tests for the hysteresis hypothesis in Brazilian industrialized exports’, Economic Modelling, 25 (2), pp. 171–190.

Lundbergh, S., T. Terasvirta and D. van Dijk (2003): ‘Time-varying smooth transition autoregressive models’, Journal of Business & Economic Statistic, 21, pp. 104-121.

Luukkonen, R., P. Saikkonen and T. Teräsvirta (1988): ‘Testing linearity against smooth transition autoregressive models’, Biometrika 75, 491-499.

Markwald, R.; Puga, F. P. (2002): ‘Focando a política de promoção de exportações’, FUNCEX - Texto para discussão 160.

Parsley, D. C.; Wei, S-J. (1993): ‘Insignificant and inconsequential hysteresis: The case of U. S. bilateral trade’, The Review of Economics and Statistics, 4 (4), pp. 606–613.

Piscitelli, L.; Cross, R.; Grinfeld, M.; Lamba, H. A (2000): ‘Test for strong hysteresis’, Computational Economics, 15, pp. 59–78.

Preisach (1935), F.: ‘Über die magnetische Nachwirkung’. *Zeitschrift für Physik*, 94: pp. 277-302.

Teräsvirta, T. (1994): ‘Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models’, Journal of the American Statistical Association, 89, pp. 208-218.

van Dijk, D., T. Teräsvirta, and P. H. Franses (2002): ‘Smooth transition autoregressive models - a survey of recent developments’, Econometric Reviews, 21, pp. 1-47.

Verheyen, F. (2013): ‘Exchange rate nonlinearities in EMU exports to the US’, Economic Modelling, 32, pp. 66-76.

## Apêndice: avaliação do Poder e Tamanho dos Testes de especificação

Avaliamos se a estratégia de especificação dos modelos de painel com transição suave é eficaz para o tamanho da amostra aqui disponível. Investiga-se se o tamanho e o poder dos testes dos dois procedimentos propostos considerando *N* = 19 e *T* = 45. Tomando como base os modelos descritos em (6.a), (6.b) e (6.c), assume-se, inicialmente, três diferentes tipos de processos geradores descritos de , a seguir.

 (14)

 (15)

 (16)

A variável explicativa  é gerada independentemente de acordo com processo autoregressivo de ordem 1 e coeficiente 0,95. Já o processo do termo de erro de  se comporta de acordo com uma distribuição normal e variância 0,25. A variável de transição é dada por , o efeito fixo é descrito como , e o efeito tempo , sendo que, , , os processos  e  são distribuídos de acordo com uma normal de média 0 e variância 1.

Independente do processo gerado, três coeficientes serão fixos nas simulações cuja função geradora é dada pelos modelos não lineares. No caso, o parâmetro de suavidade igual a , os limiares são dados por  e . Os coeficientes associados a variável explicativa  variam de acordo com as simulações. No total, serão simuladas 10.000 replicações para cada conjunto de elasticidades e uma amostra efetiva de 955 observações. Os valores iniciais são iguais a zero, sendo que as 100 primeiras observações são descartadas com vistas a eliminar qualquer influência desse tipo de escolha, logo, o total de observações geradas será de 855 (*N* = 45 e *T* = 19) idêntica a nossa amostra.

Para avaliar o tamanho empírico do teste, são geradas séries do modelo linear (14) considerando  com intervalo de -0,1. Os resultados estão apresentados na Tabela 3 que contém a frequência de rejeição das hipóteses nulas pelo teste *F* de acordo com os níveis de significâncias de 1%, 5% e 10% e também do teste *F* associado a cada procedimento (*m* = 1,2). Em ambos os casos, o tamanho empírico do teste estão bem próximos ao valor nominal da significância e independe da magnitude que  assume.

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Tabela 3:** Tamanho Empírico dos Testes de Especificação | | | | | | | |
|  | (*m* = 1) | | |  | (*m* = 2) | | |
| 10% | 5% | 1% |  | 10% | 5% | 1% |
| -0,1 | 0,102 | 0,050 | 0,010 |  | 0,100 | 0,052 | 0,009 |
| -0,2 | 0,098 | 0,048 | 0,009 |  | 0,091 | 0,044 | 0,009 |
| -0,3 | 0,101 | 0,052 | 0,009 |  | 0,101 | 0,051 | 0,010 |
| -0,4 | 0,099 | 0,050 | 0,011 |  | 0,102 | 0,052 | 0,011 |
| -0,5 | 0,099 | 0,052 | 0,012 |  | 0,101 | 0,051 | 0,011 |
| -0,6 | 0,108 | 0,054 | 0,011 |  | 0,108 | 0,052 | 0,011 |
| -0,7 | 0,102 | 0,051 | 0,010 |  | 0,102 | 0,052 | 0,010 |
| -0,8 | 0,095 | 0,047 | 0,009 |  | 0,097 | 0,048 | 0,010 |
| -0,9 | 0,101 | 0,051 | 0,010 |  | 0,101 | 0,049 | 0,010 |
| -1,0 | 0,097 | 0,048 | 0,008 |  | 0,096 | 0,045 | 0,009 |

Nota: As frequências são reportadas em termos centesimais.

Inicia-se a análise do poder dos testes a partir da simulação das séries da função geradora de apenas dois regimes (15), com limiar dado por . Assume-se que , tal que,  e , com intervalo de -0,1. A intenção, com essa configuração, é avaliar o poder dos testes de acordo com a diferença entre  que mede o grau de não linearidade presente nos modelos das séries. A Tabela 4 apresenta a frequência de rejeição das hipóteses nulas do teste *F* associado cada um dos procedimentos (*m* = 1,2).

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Tabela 4:** Poder dos Testes para modelo com uma função de transição (*i* = 1) | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|  | (*m* = 1) | | | | |  | (*m* = 1) | | | | |  | (*m* = 2) | | | | |
| 10% | | 5% | | 1% |  | 10% | | 5% | | 1% |  | 10% | 5% | | 1% | |
| 0,1 | 0,153 | 0,086 | | 0,021 | |  | 0,100 | 0,051 | | 0,008 | |  | 0,152 | | 0,086 | | 0,019 |
| 0,2 | 0,299 | 0,194 | | 0,070 | |  | 0,102 | 0,051 | | 0,010 | |  | 0,306 | | 0,204 | | 0,077 |
| 0,3 | 0,504 | 0,381 | | 0,182 | |  | 0,099 | 0,050 | | 0,011 | |  | 0,543 | | 0,415 | | 0,210 |
| 0,4 | 0,705 | 0,592 | | 0,357 | |  | 0,098 | 0,049 | | 0,009 | |  | 0,760 | | 0,654 | | 0,422 |
| 0,5 | 0,853 | 0,772 | | 0,562 | |  | 0,101 | 0,050 | | 0,011 | |  | 0,902 | | 0,839 | | 0,662 |
| 0,6 | 0,936 | 0,889 | | 0,742 | |  | 0,099 | 0,050 | | 0,010 | |  | 0,968 | | 0,941 | | 0,841 |
| 0,7 | 0,975 | 0,954 | | 0,868 | |  | 0,100 | 0,050 | | 0,011 | |  | 0,991 | | 0,981 | | 0,938 |
| 0,8 | 0,991 | 0,982 | | 0,941 | |  | 0,100 | 0,050 | | 0,010 | |  | 0,998 | | 0,995 | | 0,981 |
| 0,9 | 0,997 | 0,994 | | 0,976 | |  | 0,101 | 0,051 | | 0,010 | |  | 1,000 | | 0,999 | | 0,995 |
| 1,0 | 0,999 | 0,998 | | 0,991 | |  | 0,098 | 0,049 | | 0,009 | |  | 1,000 | | 1,000 | | 0,999 |
| 1,2 | 1,000 | 1,000 | | 0,999 | |  | 0,100 | 0,050 | | 0,010 | |  | 1,000 | | 1,000 | | 1,000 |
| 1,5 | 1,000 | 1,000 | | 1,000 | |  | 0,099 | 0,049 | | 0,011 | |  | 1,000 | | 1,000 | | 1,000 |
| 1,8 | 1,000 | 1,000 | | 1,000 | |  | 0,097 | 0,048 | | 0,010 | |  | 1,000 | | 1,000 | | 1,000 |

Nota: As frequências de rejeição são médias calculadas para todas as diferenças entre coeficientes e reportadas em termos centesimais.

Como esperado, o poder do teste aumenta de acordo com o grau de não linearidade da função geradora, medido por . A frequência de acerto dos testes, a um nível de 10% de significância, atinge percentuais próximos a 100% quando a diferença entre coeficientes atinge valores superiores a 0,6. Note ainda que o poder do teste, tanto de  como  são semelhantes. Isso vem a significar que testar  isoladamente pode levar a conclusões equivocadas a respeito da especificação do modelo. No caso, pode-se concluir erroneamente que as séries são caracterizadas pelo modelo com duas funções de transição, sendo que, na verdade, possui apenas uma. O teste isoladamente é incapaz de identificar essa diferença. Portanto, torna-se necessário efetuar a segunda etapa do procedimento “específico para o geral”, testando-se . Independente da magnitude de , a frequência de rejeição dessa hipótese nula, como esperado, é compatível com o valor do nível de significância, como atesta a Tabela 4. A probabilidade de erro incorrido em rejeitar a hipótese nula e atestar que o modelo mais adequado possui duas funções de transição é praticamente igual ao valor nominal do nível de significância.

Considerando-se agora a função geradora descrita em (16), assumimos que , tal que, ,  e , com intervalo de -0,1. A frequência de rejeição tanto do teste associado à primeira fase do procedimento *m* = 1, tal como, o teste de *m* = 2 variam de acordo com a distância  como apontam os Gráficos 2 e 3.

****

(a) Etapa 1 (b) Etapa 2

**Gráfico 2:** Poder dos testes do procedimento *m* = 1 para modelo com duas funções de transição (*i* = 2) a 10%, 5% e 1% de significância.

****

(a) 10% de Significância

**Gráfico 3:** Poder do teste do procedimento *m* = 2 para modelo com duas funções de transição (*i* = 2) a 10% de significância.

De acordo com o Gráfico 3, a frequência de rejeição do teste *F*, sob , neste caso aumenta de acordo com a diferença entre os coeficientes dos regimes nos extremos das funções de transição  tal como . A um nível de significância de 10%, a hipótese nula de que o modelo é linear é rejeitada em 80% das simulações quando  > 0,8 e  > 0,5. Importante destacar que o poder do teste é bastante elevado mesmo no caso em que  é pequena, ou seja, quando a função geradora tende a um modelo com dois regimes e função de transição dada por (15).

Esta última situação é bem distinta quando utilizamos o procedimento *m* = 1 “específico para o geral”, conforme aponta o Gráfico 2a. Note que a frequência de rejeição da hipótese nula é baixa quando os coeficientes  e  estão próximos. Neste caso, comparado ao segundo procedimento proposto, o poder do teste no primeiro estágio sob  cai expressivamente. Por exemplo, se  = 0,1, o índice de rejeição da hipótese nula é inferior a 25%, mesmo ao nível de significância de 10%. Somente quando  é superior a 0,8, a frequência de rejeição torna-se próxima ao teste sob a hipótese .

A segunda etapa do exercício de simulação do procedimento *m* = 1 “específico para o geral” envolveu duas fases. Após o teste sob , estima-se modelo com apenas uma função de transição fixando-se  e . Por fim, realiza-se o teste, sob hipótese nula , para avaliar se resta não linearidade. O padrão de rejeição agora é crescente na distância , como aponta o Gráfico 2b, dado que  e  já foram estimados e estão fixos. Note que o poder do teste para valores de  menores que 0,3 é inferior a 50%, mesmo considerando um nível de 10% de significância.

Em suma, os testes de especificação estão condizentes ao seu tamanho e apresentam um poder que cresce à medida que o grau de não linearidade aumenta. Entretanto, torna-se necessário executar os dois procedimentos propostos, tendo em vista a possibilidade de se tirar conclusões equivocadas a respeito da especificação mas adequada aos dados.